بـررسی تأثیر شاخص قیمت سهام بر تابع تقـاضـای پـول

فیروزه عزیزی [*]
نرگس مرادخانی [**]

شاخص قیمت سهام به عنوان یکی از مهمتـرین معیارهـای سـنجش عملکـرد بـورس اوراق بهادار در تمام بازارهای مالی دنیـا از اهمیـت و توجـه زیـادی برخـوردار اسـت. در ایـن مطالعـه، اثـر شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول ایران در دورهٔ ۸۰-۱۳۷۰ بررسی شده است.

در مقاله حاضر، با استفاده از روش حداکثر درستنمایی جوهانسون و جوسیلیوس نـشان داده شده است که دو تعریف پول؛ یعنی حجم پول (M_1) و نقـدینگی (M_2) متغیرهـای مناسـبی در تـابع

[*]. دکتر فیروزه عزیزی؛ عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس.
E.mail: azizi_f21@yahoo.com
[**]. نرگس مرادخانی؛ کارشناس سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان زنجان.
E. mail: nmoradkhani@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

تقاضای پول ایران است. به عبارت دیگر هر دو تعریف پول رابطه تعادلی بلندمدت با ثباتی را ایجاد می‌کنند. در این تحقیق شاخص قیمت سهام به عنوان یکی از متغیرهای توضیح دهندهٔ تابع تقاضای پول دارای ضریب معنادار بوده و تغییرات شاخص قیمت سهام نیز دارای دو اثر درآمدی مثبت و جانشینی منفی بر تابع تقاضای پول می باشد.

کلید واژه‌ها:

قیمت سهام، تابع تقاضای پول، روش جوهانسون- جوسیلیوس، اثر درآمدی، اثر جانشینی

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

تقاضا برای پول در اقتصاد کلان دارای اهمّیت ویژه‌ای است؛ زیرا فرضیات مختلف در مورد تقاضا برای پول به نتایج متفاوتی در زمینه سیاست اقتصادی منجر شود. تئوری‌های مختلفی در زمینه تقاضا برای پول وجود دارد. بعضی از این تئوری‌ها مانند تئوری مقداری پول و روش موجودی «بامول- توبین»[1] به نقش پول به عنوان یک واسطه مبادله تأکید می‌کند. این تئوری‌ها بیان می‌دارند که افراد به دلیل اجتناب از ضرر ناشی از کاهش ارزش دارائیهای درآمدزا، پول را نیز به صورت یکی از چند دارایی مالی در سبد دارایی خود نگهداری می‌نمایند. از سوی دیگر شکل‌گیری بازارهای مالی در کشور، اثرات مستقیم و غیرمستقیم بر بازارهای پولی دارد. در این راستا، بورس اوراق بهادار مهمترین نماد بازار سرمایه است. این بازار از یک طرف در تأمین مالی واحدهای اقتصادی تأثیر داشته و از طرف دیگر در جذب پس‌انداز و جریان آن به طرف سرمایه‌گذاریهای مولّد در اقتصاد نقش دارد. با توجه به نقش مهم این بازار در اقتصاد، رشد و توسعه آن در دهه‌های گذشته محور توجه مقامات اقتصادی کشورهای مختلف بوده است. لذا شاخص قیمت سهام به عنوان یکی از مهمترین معیارهای سنجش عملکرد بورس اوراق بهادار در تمام بازارهای مالی دنیا از اهمیت و توجه زیادی برخوردار است. در این میان «فریدمن»[2] به نقش پول به عنوان مانعی در مقابل ریسک ضرر ناشی از نگهداری سایر دارائیها توجه نمی‌کند، او تقاضا برای پول را به صورت قسمتی از تئوری عمومی تقاضا بیان می‌دارد و می‌گوید: «مصرف کنندگان، پول نگه می‌دارند چون نگهداری پول به آنها مطلوبیت می‌دهد؛ زیرا نگهداشتن پول به جای مراجعات مکرر به دلالهای بازار اوراق قرضه و پذیرفتن ریسک زیان آن اوراق، موجب تسهیل در امر پرداخت آنها می‌شود». همانطور که تقاضای مصرف کننده در غیاب توهم پولی، تقاضا برای کالاهای حقیقی مصرفی است و به ارزش پولی آنها کاری ندارد، تقاضای پول هم، دقیقاً باید تقاضا برای

---

[1]. Baumol, William and Tobin James, "The Optimal Cash Balance Proposition" Journal of Economic Literature, ***American Economic Association***, Vol. 27 (3), (September, 1989), pp. 1160-62.

[2]. Milton Friedman, "Money and Stock Market", ***Journal of Political Economy***, Vol.96, No.2, (1988), pp. 221-245.

Archive of SID
www.SID.ir

مانده‌های حقیقی باشد. چون پول نیز مانند کالا، به اعتبار مطلوبیتی که ارائه می‌کند مورد تقاضا واقع می‌شود.

تقاضای آنها برای پول حقیقی نیز به محصول (یا درآمد) حقیقی و عایدات نسبی سایر روشهای نگهداری ثروت (اوراق قرضه و ...) بستگی دارد. این دیدگاه، تابع تقاضای مانده‌های حقیقی را به صورت زیر ارائه می‌دهد:

$$M/P = m = m(y, r_1, r_2, ...r_j, ...r_n) \qquad (۱)$$

که در آن r_1 و ..... r_j نرخ بازدهی همه دارائیهای دیگر- که رقیب پول محسوب می‌شوند- است. اگر نسبت میان تقاضای مانده‌های حقیقی و درآمد حقیقی در طول زمان، تقریباً بی‌روند و ثابت باشد و در هر محدوده‌ای از زمان به عایدات مربوط به دارائیهای رقیب پول بستگی داشته باشد، در این صورت می توانیم رابطه فوق را به صورت زیر بنویسیم:

$$m/p = K(r_1, ...r_n).y \qquad (۲)$$
$$m/y = K(r_1, ...r_n) \qquad (۳)$$

برای تکمیل تابع تقاضا می‌توان نرخهای بازده اوراق قرضه و کالاهای با دوام را به عنوان نمونه‌هایی از فهرست کامل‌تر دارائیهای رقیب- که می‌توانند جانشینهای مناسبی برای پول باشند- منظور کرده و در رابطهٔ بالا قرار داد.

در این مقاله نقش شاخص قیمت سهام به عنوان یک متغیر اثرگذار بر تابع تقاضای پول بررسی شده است؛ بر این اساس در این مطالعه چند هدف دنبال می شود: اول اینکه آیا شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول اثر دارد؟ دوم؛ اینکه اندازه و علامت اثر شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول چگونه است؟ و سوم اینکه اثرات درآمدی و جانشینی هر کدام به تفکیک و جداگانه چه مقدار هستند؟ در بررسی شاخص کل قیمت سهام به عنوان یکی از متغیرهای توضیح دهنده تابع تقاضای پول، از داده‌های فصلی این شاخص در بورس

Archive of SID
www.SID.ir

اوراق بهادار تهران (Tepix) در طول دوره ۸۰-۱۳۷۰ استفاده شده است. استفاده از این دوره به دلیل در دسترس بودن اطلاعات لازم در این سالهاست، لازم به ذکر است که بورس اوراق بهادار تهران بعد از پیروزی انقلاب اسلامی، از سال ۱۳۷۰ شروع به فعالیت کرده است.

مروری بر مطالعات تجربی درباره تقاضای پول در ایران و سایر کشورها

همایون «امیر اشرفی»[۱]، در تحقیق خود، «برآورد تقاضای پول در ایران با توجه به مشکلات نرخ بهره» تقاضای پول را با متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ تورم جهانی، تغییر در نرخ ارز برای دورهٔ ۶۵-۱۳۴۶ برآورد کرد. «طباطبایی یزدی»[۲] (۱۳۷۵) نیز در مطالعه‌ای تقاضا برای پول را با استفاده از تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم انتظاری و با فرض تعدیل جزئی در شکل‌گیری تقاضای پول و انتظارات تطبیقی در شکل‌گیری انتظارات تورمی برآورد نمود. «خشادوریان»[۳] نیز در سال ۱۳۷۱، تابع تقاضای پول را با بکارگیری متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم در دوره زمانی ۶۹-۱۳۳۸ برآورد نمود. «کیانی»[۴](۱۳۷۶) با عنوان «بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویایی آن در ایران» مطالعه‌ای انجام داده و در آن از متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز در بازار آزاد و ضریب جینی به عنوان متغیرهای توضیحی استفاده کرد و تابع تقاضای پول را برآورد نمود. در همین سال مطالعه‌ای توسط «طبیبیان و سوری»[۵] با نام «تقاضای بلند مدت پول»

---

[۱]. همایون امیر اشرفی، «برآورد تابع تقاضای پول در ایران با توجه به مشکلات نرخ بهره (۶۵-۱۳۴۶)». ***پایان نامه کارشناسی ارشد- دانشگاه شهید بهشتی***، (۱۳۷۵).

[۲]. رویا، طباطبایی یزدی، «برآورد تقاضای پول با استفاده از معادلات همزمان»، ***پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران***، (۱۳۷۵).

[۳]. ادموند، خشادوریان، «برآورد عرضه و تقاضای پول بطور همزمان بررسی عدم تعادل در بازار پول در ایران ۶۹-۱۳۳۸»، ***پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی***، (۱۳۷۱).

[۴]. کامبیز، هژبر کیانی. ***بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویایی آن در ایران***، تهران، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، (۱۳۷۶).

[۵]. محمد طبیبیان و داوود سوری، «تقاضای بلند مدت پول»، ***پژوهشنامه بازرگانی***، شماره ۳، (تابستان ۱۳۷۶)، صص ۱۰۷-۸۱ .

Archive of SID
www.SID.ir

انجام شد که در آن تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم متغیرهای توضیحی بودند. «کاوند»[1] (۱۳۷۷) نیز در مطالعه خود با عنوان «بررسی ثبات تقاضای پول در ایران، قبل و بعد از اجرای قانون بانکداری بدون ربا»، تابع تقاضای پول را با استفاده از متغیرهای درآمد واقعی و نرخ بازده سایر دارائیها (نرخ تورم) و نرخ ارز برآورد نمود.

در همین راستا، در سال ۲۰۰۲ «امیرکیا»[2] مطالعه‌ای با عنوان «تقاضای پول، سیاستهای اقتصادی و ثبات اقتصادی دربارهٔ تقاضای پول» انجام داد، و طی آن قیمت سهام را به عنوان یکی از متغیرها در نظر گرفت. وی از داده‌های ماهانه اقتصاد کانادا در دورهٔ زمانی ۲۰۰۱- ۱۹۷۵ استفاده نمود. «مورلی»[3] نیز در سال ۲۰۰۰ در مطالعه خود با نام «پول، قیمت سهام، دگرگونیهای بازارهای مالی»، در مورد کشورهای امریکا، کانادا، آلمان و فرانسه، تقاضای پول را برآورد نمود. «چوخری»[4] در سال ۱۹۹۶، مطالعه‌ای در خصوص کشورهای آمریکا و کانادا با نام «قیمت واقعی سهام و تابع تقاضای بلند مدت تقاضای پول برای دورهٔ ۱۹۸۹-۱۹۵۵» انجام داد. همچنین «تورنتن»[5] در آلمان تحقیقی با نام «شاخص قیمت واقعی سهام و تقاضای بلند مدت برای پول» انجام داد. وی از داده‌های ۱۹۸۸-۱۸۹۸ استفاده و تقاضای پول را برآورد نمود.

---

[1]. محمدرضا کاوند، «بررسی ثبات ساختار تقاضای پول در ایران قبل و بعد از اجرای قانون بانکداری بدون ربا»، ***پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی***، (۱۳۷۷).

[2]. Kia, Amir., "Demand for Money, Economic Policies and Stability", Emory University, Department of Economics Atlanta, (2002).

[3]. Morley, Bruce. "Money, Stock Prices and Deregulation of Financial Markets", University of Wales, ***Research Paper***, (2000).

[4]. Choudkry, Taufig, "Real Stock Prices and Long-Run Money Demand Function: Evidence from Canada the USA", ***Journal of International Money and Finance***, Vol. 15, No.1, (1996), pp.1-17.

[5]. Thornton, John, "Real Stock Prices and The Long run Demand for Money in Germany", ***Applied Financial Economics, Taylor and Francis Journals***, Vol. 8 (5), (October, 1998), pp. 513-17.

Archive of SID
www.SID.ir

استخراج تابع تقاضای پول در چارچوب اقتصاد خرد بر اساس مقاله فریدمن

فریدمن تقاضای واقعی پول را تابعی از درآمد واقعی و نرخ بازدهی سایر راههای نگهداری دارائیها مانند طلا، ارز، کالاهای بادوام و سپرده‌های بانک و ... می‌داند. وی در سال ۱۹۸۸ مقاله‌ای نوشت که در آن سهام به عنوان یکی از انواع دارائیها، وارد سبد دارایی مصرف‌کننده می‌شود. و در دوره مورد مطالعه (۱۹۶۱ تا ۱۹۸۶) نشان داد که تابع تقاضای پول- که او در آن نقدینگی را به عنوان تعریف پول قرار داده بود- تابعی است از شاخص قیمت سهام با سه وقفه تأخیر که با آن رابطه مثبت و مستقیم داشته و نیز شاخص قیمت سهام بدون وقفه که با آن رابطه منفی و معکوس دارد. تا آن زمان هیچ آزمون سنجی درباره ارتباط بین شاخص قیمت سهام و قیمت پول انجام نشده بود.

از آن زمان که ارزش سهام در کل ثروت فیزیکی وارد شد؛ از نظر تئوری و نیز اقتصادی ثابت گردید که شاخص قیمت سهام می‌تواند یکی از متغیرهای اثرگذار بر تابع تقاضای پول باشد. ارتباط مستقیم و غیرمستقیم میان شاخص قیمت سهام و تابع تقاضای پول می‌تواند از چهار طریق مختلف توضیح داده شود:

الف) افزایش در شاخص قیمت سهام سبب افزایش در ثروت اسمی شده؛ لذا سبب افزایش تقاضای پول خواهد گردید؛

ب) افزایش در شاخص قیمت سهام سبب افزایش در بازده انتظاری از دارائیهای ریسکی شده؛ لذا ثروت انتظاری فرد افزایش می‌یابد. ضمناً افزایش ریسک نسبی ناشی از نگهداری دارائیهای ریسکی سبب می‌شود فرد مقادیر بیشتری از دارائیهای غیرریسکی نظیر پول را در سبد دارائیهای خود نگهداری نماید، پس در نتیجه، تقاضای پول افزایش خواهد یافت؛

ج) افزایش در قیمت سهام، دلالت بر افزایش حجم معاملات دارد؛ لذا جهت تسهیل در مبادلات، تقاضای پول نیز افزایش می‌یابد،

Archive of SID
www.SID.ir

د) افزایش در قیمت سهام سبب می‌شود که دارائیهای ریسکی نسبت به دارائیهای غیرریسکی جذاب‌تر شده و افراد در سبد دارایی، سهام بیشتری نگهداری کنند، که این امر سبب می‌شود تقاضای پول کاهش یابد.

موارد فوق دلایل تأثیر شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول است. سه مورد اول اثر درآمدی داشته و دارای علامت مثبت می‌باشد. به عبارت دیگر در هر یک از این موارد تغییرات شاخص قیمت سهام، تأثیر مستقیم بر تابع تقاضای پول خواهد داشت. ولی در مورد چهارم؛ تغییرات شاخص قیمت سهام اثر معکوس بر تقاضای پول دارد که تأثیر جانشنی نامیده می‌شود. فریدمن در مطالعه خود برای متغیر وابسته از تعریف (M_2) نقدینگی و متغیرهای توضیح دهنده، درآمد سرانه واقعی، نرخ بهره اسمی، شاخص قیمت سهام با سه وقفه تأخیر، شاخص قیمت سهام بدون وقفه و متغیرهای مجازی مربوط به جنگ جهانی دوم استفاده نموده است. اگر اثرات درآمدی و جانشینی همزمان اتفاق می‌افتاد، راهی برای تفکیک اثرات آنها وجود نداشت؛ ولی از آنجا که اثر جانشینی سریع تر از اثر درآمدی اتفاق می‌افتد، لذا در تابع تقاضای پول شاخص قیمت سهام بدون وقفه، برای نشان دادن اثر جانشینی و شاخص قیمت سهام با سه وقفه، برای نشان دادن اثر درآمدی به کار گرفته شده است. در برآورد معادله فریدمن اثرات جانشینی و درآمدی هر دو وجود داشته و معنا دارند؛ ولی اثر درآمدی از اثر جاشینی قوی‌تر است. لذا اثر خالص شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول مثبت خواهد بود. البته این به مثابه یک قانون نیست، اثر خالص شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول بسته به نوع اقتصاد یک کشور و سایر متغیرها، می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

اما در استخراج تابع تقاضای پول در چارچوب مباحث اقتصاد خرد؛ روشهایی مانند قرار دادن پول در تابع مطلوبیت مصرف کننده وجود دارد که با مقید نمودن تابع مطلوبیت به قید بودجه و حداکثر کردن آن، تابع تقاضای پول استخراج می‌شود. بدین منظور مفروضاتی برای مصرف کننده در نظر گرفته می‌شود.

در این اقتصاد، مصرف‌کننده سه نوع دارایی نگهداری می‌کند. این دارائیها شامل پول، سهام و ارز هستند. مصرف کننده کالاهای مصرفی خود را به شیوه‌های مختلف خریداری می‌کند:

Archive of SID
www.SID.ir

کالاهای مصرفی نوع اول که از محل دارائیهای پولی خریداری می‌شود $C_{1t}=M_t/P_t$

کالاهای مصرفی نوع دوم که از محل حقوق خریداری می شود $C_{2t-1}=l_t\, w_t$

کالاهای مصرفی نوع سوم که از محل فروش سهام خریداری می‌شود $C_{3t}=S_t a_t$

کالاهای مصرفی نوع چهارم که از محل فروش ارز خریداری می‌شود $C_{4t}=e_t\, k_t$

در عبارت فوق M_t تقاضای پول، l_t نیروی کار، w_t نرخ دستمزد، S_t تعداد سهام، a_t شاخص قیمت سهام، e_t نرخ ارز، k_t ارز معامله شده می باشد. علّت اینکه کالاهای مصرفی نوع دوم با یک وقفه ظاهر می‌شود این است که در برخی مغازه‌ها- که خریدار برای فروشنده شناخته شده است- کالا به صورت اعتباری خریداری شده و صورتحساب در آغاز دوره بعد پرداخت می‌شود. بطور کلی ترجیحات مصرف کننده تابعی از کالاهای مصرفی و فراغت می‌باشد که شکل عمومی این تابع به صورت زیر است:

$$U=\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t u(c_{1t},c_{2t},c_{3t},c_{4t},(1-l_t)) \qquad (۴)$$

u مطلوبیت است و این تابع اکیداً صعودی و مقعر است. β نرخ تنزیل است که مقدار آن بین صفر و یک است. و l_t نیروی کار می‌باشد.

قید بودجه کارگزار نماینده، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} &M_t+p_t e_t k_t+p_t a_t s_t = M_{t-1}-p_{t-1}c_{1_{t-1}}-p_{t-1}c_{2_{t-1}}-p_{t-1}c_{3_{t-1}} \\ &-p_{t-1}c_{4_{t-1}}=p_{t-1}s_{t-1}a_{t-1}+p_{t-1}w_{t-1}l_{t-1}+p_{t-1}e_{t-1}k_{t-1} \end{aligned} \qquad (۵)$$

s_t نماد سهام؛ a_t قیمت سهام؛ w_t نرخ دستمزد؛ e_t نرخ ارز، و k_t ارز معامله شده است.

اگر شکل تابع ترجیحات مصرف کننده به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$u=(\theta_1 c_{1t}^{(1-\lambda_1)})/(1-\lambda_1)+(\theta_1 c_{2t}c_{3t}c_{4t})^{(1-\lambda_2)}/(1-\lambda_2)+v(l_t) \qquad (۶)$$

Archive of SID
www.SID.ir

پس از اعمال فروض یاد شده در ابتدای تئوری در قید محدودیت بودجه و نیز تابع ترجیحات مصرف کننده، تابع لاگرانژ به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$f = (\theta_1 M^{(1-\lambda_1)})/(1-\lambda_1) + (\theta_1 y_{-1}\, as.ek)^{(1-\lambda_2)}/(1-\lambda_2) + V(l_t) + \mu[M + pas + pek] = 0 \qquad (۷)$$

از تابع لاگرانژ نسبت به متغیرهای مورد نظر مشتق گرفته و آن را حداکثر می‌کنیم. شرایط حداکثرسازی به صورت زیر است:

$$\partial f / \partial M = 0 \rightarrow \theta_1 M^{-\lambda_1} + \mu = 0 \qquad (۸)$$

$$\partial f / \partial M = 0 \rightarrow \theta_1 M^{-\lambda_1} + \mu = 0 \qquad (۹)$$

$$\partial f / \partial as = 0 \rightarrow \theta_2 (ek)^{-\lambda_2} (y_{-1}(as))^{(1-\lambda_2)} + \mu p = 0 \qquad (۱۰)$$

$$\partial f / \partial ek = 0 \rightarrow \theta_2 (ek)^{-\lambda_2} (y_{-1}(as))^{(1-\lambda_2)} + \mu p = 0 \qquad (۱۱)$$

اگر روابط فوق را حل کنیم خواهیم داشت:

$$\frac{\theta_1 M^{-\lambda_1}}{\theta_2 (as)^{-\lambda_2} (y_{-1}(ek))^{(1-\lambda_2)}} = 1/p \qquad (۱۲)$$

$$\frac{\theta_2 (ek)^{-\lambda_2} (y_{-1}(as))^{(1-\lambda_2)}}{\theta_2 (as)^{-\lambda_2} (y_{-1}(ek))^{(1-\lambda_2)}} = 1 \qquad (۱۳)$$

Archive of SID
www.SID.ir

$$M + pas + pek = 0 \qquad (۱۴)$$

$$M^* = M^*(\theta_1, \theta_2, \lambda_1, \lambda_2, pas, pek, y_{-1}) \qquad (۱۵)$$

$$M / p = \alpha_0 + \alpha_1(1/p) + \alpha_2(y_{-1}) + \alpha_3(as) + \alpha_4(ek) + \varepsilon_t \qquad (۱۶)$$

به دلیل در دسترس نبودن داده‌های میزان ارز معامله شده، نرخ ارز به عنوان متغیر proxy جایگزین ek گردیده و به جای p/ ۱ عکس شاخص قیمتها نیز، متغیر نرخ تورم را استفاده نموده و متغیر as حاصلضرب مقدار در قیمت سهام است، با توجه به اینکه روش محاسبه شاخص قیمت سهام در آن گنجانده شده است؛ لذا به جای آن نیز شاخص قیمت سهام جایگزین می‌شود. بدین ترتیب تابع تقاضای پول به شرح زیر تعریف می‌شود[1]:

$$In(M_t / p_t) = \Psi_0 = \Psi_1 In(y_t) + \Psi_2 In(sp_t) + \Psi_2 In(e_t) + \Psi_3 In(p_t^0) + \varepsilon_t \qquad (۱۷)$$

در معادله فوق sp نشان دهندهٔ شاخص قیمت سهام و مخفف stock price است. همانطور که ملاحظه می‌گردد، شاخص قیمت سهام به عنوان یکی از متغیرهای توضیح دهندهٔ تابع تقاضای پول است. در رابطه با علامتهای ضرایب تابع فوق، بر اساس تئوری عمل می شود؛ زیرا اگر ماتریس هشین را برای تعیین علامت نقطه ماکزیمم تشکیل دهیم به دلیل پیچیدگی ضرایب، علامتها قابل تفکیک و تشخیص نیستند. بر اساس تئوری‌های پولی، ضریب نرخ تورم؛ منفی، ضریب درآمد؛ مثبت، علامت ضریب نرخ ارز بر اساس برخی مطالعات انجام شده مثبت و علامت ضریب قیمت سهام بر اساس مطالعه فریدمن- که اشاره گردید- مشخص می‌شود.

[1]. Freidman, Milton, "Money and Stock Market", ***Journal of Political Economy***, Vol.96, No.2, (1988), pp. 221-245.

Archive of SID
www.SID.ir

متغیرهای مناسب تابع تقاضا برای پول در ایران وتصریح و برآورد مدل

تحلیل هم جمعی خود بازگشتی برداری، به دلیل توجه به خاصیت ایستایی متغیرها، در نظر گرفتن پویایی‌های کوتاه مدت، لحاظ نمودن ارتباطات بلندمدت برگرفته از تئوری‌ها و پی‌گیری مسیر زمانی وقوع تکانه به سیستم، به منظور ارزیابی آثار متقابل سری‌ها می‌تواند روش مناسبی برای تخمین روابط متغیرها باشد.

قبل از برآورد مدل، لازم است به متغیرهای مورد نظر در مدل، اشاره‌ای نماییم، این متغیرها عبارتند از:

- لگاریتم تقاضای حجم محدود پول LM1
- لگاریتم نقدینگی بخش خصوصی LM2
- لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمتهای ثابت سال ۱۳۶۹ LGDP
- نرخ رشد شاخص کالا و خدمات مصرفی INF
- لگاریتم نرخ ارز LER
- لگاریتم شاخص قیمت سهام LTepix
- لگاریتم شاخص قیمت سهام با سه وقفه $LTepix_3$

داده‌ها به صورت فصلی هستند و اطلاعات موجود دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۰ را در بر می‌گیرند. اطلاعات فوق از داده‌های سری زمانی فصلی منتشره توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار و سازمان بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده‌اند.

Archive of SID
www.SID.ir

آزمون ایستایی متغیرهای الگو

به منظور آزمون ایستایی متغیرهای LM_1، LM_2، LGDP، INF، LER، LTepix، $LTepix_3$، از روش دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود. نتایج، بیانگر آن است که فرض صفر وجود ریشه واحد، برای هیچ‌یک از متغیرها در حالت سطح رد نمی‌شود (جدول (۱)). در حالیکه با تکرار آزمون، پس از یکبار تفاضل‌گیری، به نظر می‌رسد روند داده‌ها از بین رفته است.

جدول ۱. بررسی پایایی متغیرهای الگو در حالت سطح

بر اساس آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته

متغیر / حالت	ER		GDP		INF		M_1		M_2		Tepix		$Tepix_3$	
	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
عرض از مبدا	-/۹۹۰۵	-۲/۹۳۷۸	۰/۳۳۴۸	-۲/۹۳۷۸	-۲/۳۸۳۵	-۲/۹۳۷۸	-۲/۰۴۵۲	-۲/۹۳۷۸	-۱/۲۰۷۹	-۲/۹۳۷۸	۰/۱۶۱۸۷	-۲/۹۳۷۸	+۱/۶۴۴۲	-۲/۹۴۴۶
عرض از مبدا و روند	-۲/۹۵۸۶	-۳/۰۵۲۷۹	-۱/۴۶۳	-۳/۰۵۲۷۹	-۳/۱۵۵۰	-۳/۰۵۲۷۹	-۲/۷۲۵۹	-۳/۰۵۲۷۹	-۱/۸۴۴۶	-۳/۰۵۲۷۹	-۰/۷۰۴۲	-۳/۰۵۲۷۹	-۲/۹۲۶۲	-۳/۰۵۳۸۶

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲. بررسی پایایی تفاضل اول متغیرهای الگو بر اساس آزمون دیکی– فولر تعمیم یافته

متغیر / حالت	DER		DGDP		DINF		DM_1		DM_2		DTepix		$DTepix_3$	
	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
عرض از مبدا	-۲/۶۱۶۳	-۲/۹۴۰۰	-۳/۱۳۴۳	-۲/۹۴۰۰	-۷/۹۳۵۵	-۲/۹۴۰۰	-۴/۹۹۸۹	-۲/۹۴۰۰	-۴/۸۹۹۱	-۲/۹۴۰۰	-۴/۸۹۹۱	-۲/۹۴۰۰	-۲/۲۶۲۵	-۲/۹۴۰۰
عرض از مبدا و روند	-۳/۵۸۱۷	-۳/۵۹۱۳	-۳/۵۳۱۳	-۷/۸۸۷	-۳/۵۶۱۳	-۴/۹۳۷۸	-۳/۵۳۱۳	-۴/۱۵۹۸	-۳/۵۳۱۳	-۲/۴۹۹۷	-۳/۵۳۱۳	-۳/۵۳۱۳	-۲/۱۶۰۶	-۱/۵۴۲۶

می‌توان نتیجه گرفت بر اساس آزمون فوق، متغیرهای مورد مطالعه همگی جمعی از مرتبه یک هستند (جدول ۲).

تعیین رتبه مدل VAR

گام بعدی در فرآیند این تحلیل، تعیین مرتبه مدل خود بازگشتی برداری است. آزمون تعیین مرتبه VAR را با استفاده از نرم‌افزار Microfit 4 نیز انجام داده تعیین مرتبه VAR در این نرم‌افزار می‌تواند با کمک معیارهای آکائیک (AIC) و یا شوارتز – بیزین (SBC) و یا آزمون نسبت درستنمایی صورت گیرد. به منظور آزمون تعیین مرتبه VAR با استفاده از این نرم‌افزار الگوی VAR -که در برگیرندهٔ متغیر روند و عرض از مبداء است- در این مطالعه در نظر گرفته شده است. حداکثر مرتبه VAR با توجه به تعداد محدود مشاهدات (۴) تعیین شده است. معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین و حداکثر درستنمایی، هر سه مرتبه VAR را (۴) تعیین کرده‌اند.

Archive of SID
www.SID.ir

در پی تعیین الگوی VAR و با استفاده از آزمون درستنمایی مقید، حذف عرض از مبدأ و روند که در مدل گنجانده شده است، مورد آزمون قرار می گیرد. نتایج حاصل از این آزمون در جداول (الف و ب) پیوست ارائه شده است. این نتایج بیان می‌دارد که حذف متغیرهای قطعی مدل از نظر آماری معنی‌دار نیست؛ و لذا الگوی VAR دارای متغیر روند و عرض از مبدأ می‌باشد.

استخراج بردارهای هم‌جمعی یا روابط بلندمدت

پس از تعیین مرتبه VAR تعیین تأثیر متغیرهای قطعی مدل ضروری است. به منظور مشخص کردن تعداد بردارهای هم جمعی از روش جوهانسون- جوسیلسیوس استفاده می‌شود. بر این اساس پنج الگوی ممکن و یا مطلوب برآورد می‌شود. فرضیه نبود هیچ بردار هم جمعی ($r=0$) به ترتیب در آنها مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر بر اساس کمیّتهای بحرانی آماره آزمون اثر یا حداکثر مقدار ویژه این فرض رد شد، فرضیه صفر ($r=1$) را در هر یک از الگوهای فوق به ترتیب مورد آزمون قرار می دهیم. زمانیکه فرض صفر برای یک r مشخص رد شدنی نباشد، آزمون ما تمام شده تلقی می شود و بر اساس آن تعداد بردارهای هم جمعی بر اساس روش جوهانسون جوسیلیوس و نیز اندازه و علامت تأثیر متغیرهای مدل معین می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۳) ملاحظه می‌شود.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۳. کمیّتهای آماره آزمون λmax و λtrace به منظور تبیین الگوی مناسب تصحیح خطای برداری و تعداد بردارهای هم جمعی

H۰	H۱	الگوی II	الگوی III	الگوی IV
λmax				
r =۰	r =۱	۱۲٦/٥٤١٥	۱۲۰/۰۳۸	۱٥۳/۷٤۷۲
r < =۱	r =۲	٤۲/۸۷۱۹	٤۲/۸۷۰۰	٤٤/۳۲۳۳
r < =۲	r =۳	۳۲/۸۰۹٥	۳۲/٤٥۱۳	۳٦/٦۲۲۳
r < =۳	r =٤	۱۸/۷٥٤۲	۱۸/۱٦۸۰	۳۲/۳٦۹۹
λTrace				
r =۰	r =۱	۲٤۸/٥۹۷۷	۲۲٥/۳۰۸۹	۲۹۳/۰۱۱٦
r < =۱	r =۲	۱۲۲/۰٥٦۲	۱۰٥/۲۰٥۱	۱۳۹/۲٦٤٥
r < =۲	r =۳	۷۹/۱۸٤۳	٦۲/۳۳٥۱	۹٤/۹٤۱۲
r < =۳	r =٤	٤٦/۳۷٤۷	۲۹/۸۸۳۸	٥۸/۳۱۸۹

در جدول (۴) الگوی یک تا سه، مدلهایی هستند که در آنها به ترتیب «عرض از مبدأ مقید و روند وجود ندارد»، «عرض از مبدأ نامقید و روند وجود ندارد»، «عرض از مبدأ نامقید و روند مقید» می‌باشد. منظور از عرض از مبدأ یا روند «مقید» در عبارت فوق، وجود عرض از مبدأ یا روند در بردار هم جمعی است.

با مقایسه کمیّتهای ارائه شده در جدول فوق و مقادیر بحرانی در سطح ۹۰٪ و ۹۵٪ ملاحظه می شود که الگوی I بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه، الگویی مناسب بوده و بر اساس آن دو بردار هم‌جمعی بدست می‌آید؛ زیرا کمیّت آماره $\lambda \max$ مربوط به این الگو برای آزمون فرض صفر r <=۴ در مقابل فرض r=۵ ، ۱۸/۶۸۳۰ است که از مقادیر بحرانی ۱۹/۲۲ در سطح معنی‌داری ۹۵٪ و ۲۱/۵۸ در سطح معنی‌دار ۹۰٪ کوچکتر است، به عبارتی می‌توان گفت فرض صفر رد نمی‌شود که این مسئله بیان می‌دارد بین متغیرهای مدل به لحاظ آماری بردار هم جمعی وجود دارد. بر اساس این آزمون تعداد بردارهای هم جمعی بین

Archive of SID
www.SID.ir

متغیرهای مدل (۴) بدست می‌آید. وجود بردار هم جمعی بین متغیرها به معنی ردّ ارتباط کاذب بین متغیرها است. ملاحظه می‌شود که آزمون جوهانسون- جوسیلیوس وجود چهار بردار هم جمعی بین متغیرها را تأیید نمود. ضرایب این چهار بردار هم جمعی در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴. برآورد بردارهای هم جمعی به روش جوهانسون- جوسیلیوس با متغیر نقدینگی

متغیرها	بردارها			
	بردار اول	بردار دوم	بردار سوم	بردار چهارم
LM_2	۱/۳٤۰٥	+۱۳/۷۳٦۲	-٤/٦٤٦۰	-۲/۰۱۷٤
LGDP	-٦/٦۰٦۳	-۸/۱٤۳۹	+۲۳/۳۲۲۳	۲۸/۹۹٦۳
LER	-۱/۸٥۰۳	-۷/۰۸۲۲۳	+/۲٦۰٤	۱/۹۹٥۳
$LTepix_2$	-۰/۰۰۱٥٦۸	-۰/۰۰٥۲۷	+۰/۰۰۰۲٦	۰/۰۰۰۲۰۷
Tepix	۱/۸٤۳	+٥/۲۹۱۱	+/٤٤۲۱۲	-۱/۰۸۸
INF	۰/۲۳۸٤	+۰/۳٤۲۳	-۰/۰۰۷۱	۰/۲۱۰۰

جدول ۵. بردارهای هم جمعی نرمال شده روی متغیر تقاضای پول (نقدینگی)

متغیرها	بردارها			
	بردار اول	بردار دوم	بردار سوم	بردار چهارم
LM_2	۱	۱	۱	۱
LGDP	٥/۰٦٤۲	۰/٥۹۲۸	٥/۰۱۹۸	۱٤/۳۷۲۹
LER	۱/٤۱۸٤	۰/٥۱٥٥	۰/۰٥٦۰٥	۰/۹۸۹۰
$LTepix_2$	۰/۰۰۱۲۰۲	۰/۰۰۰۳۸۳۸	۰/۰۰۰۰٥٦۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲۷
Tepix	-۱/٤۱۲۸	-۰/۳۸٥۱	۰/۰۹٥۱٦	-۰/٥۳۹٤
INF	-۰/۱۸۲۸	-۰/۰۲٤۹۲	۰/۰۰۱٥٤	۰/۱۰٤۱

Archive of SID
www.SID.ir

نتایج بردارهای همگرایی و صورت نرمال شده آنها در جدول (۵) مشاهده می‌شود. پس از این مرحله باید از معنا دار بودن ضرایب برآورد شده اطمینان حاصل نمود. علامتهای برخی متغیرهای بردارهای سوم و چهارم بر خلاف تئوری است. لذا به منظور آزمون معنادار بودن، ضرایب دو بردار اول مورد آزمون قرار گرفته و مشاهده می‌شود هر دو بردار هم جمعی اول دارای ضریب معنادار است و در حقیقت، دو رابطه هم جمعی بلند مدت میان متغیرهای تابع تقاضای پول وجود دارد.

در این معادله، بر اساس مبانی تئوریک، شاخص قیمت سهام بدون وقفه دارای ضریب منفی است و این نشان دهندهٔ اثر جانشینی این متغیر بر تابع تقاضای پول است و از طرف دیگر کشش درآمدی شاخص قیمت سهام بر روی تابع تقاضای پول نیز مثبت است. بر اساس مطالعات انجام شده در داخل کشور، نرخ تورم با تقاضای پول رابطه معکوس و نرخ ارز با آن رابطهٔ مستقیم دارد.

اکنون با استفاده از تعریف حجم پول، M_1 به تحلیل رابطه بلندمدت متغیرهای تابع تقاضای پول پرداخته می‌شود. بر اساس آزمون تعیین رتبه VAR، همانند تابع نقدینگی، در این مورد نیز مرتبه VAR، ۴ تعیین می‌گردد و با انجام آزمونهای مربوط به حذف متغیرهای قطعی؛ نظیر عرض از مبداء و روند، مشخص می‌شود که حذف هیچ‌یک از متغیرهای قطعی مدل از نظر آماری معنی‌دار نیست و لذا الگوی VAR دارای متغیر عرض از مبدأ و روند است. برای تعیین بردارهای هم جمعی، به روشی که در مورد متغیر نقدینگی شرح داده شد؛ عمل می‌نماییم. بر این اساس تعداد بردارهای هم جمعی با استفاده از روش جوهانسون- جوسیلیوس، -که از آزمون اثر و حداکثر تعداد ویژه بهره می‌گیرند- ۴ تعیین می‌گردد. با ملاحظه نتایج حاصل از بردارهای هم جمعی، ملاحظه می‌گردد که نتایجی مشابه بردارهای هم جمعی نقدینگی، در مورد حجم پول نیز برآورد شده و برای حجم پول، رابطهٔ بلندمدت به شرح زیر بدست می‌آید:

Archive of SID
www.SID.ir

(۱۸)

$$LM_2 = -/0152 + 5/0642LGDP + 1/4184LER + 0/0001202Ltepix3 - 1/4128Tepix - 0/1828INF$$

(۱۹)

$$LM_1 = -0/062 - 1/41LGDP - 0/774LNF + 0/000663Tepix3 - 0/675Ltepix + 0/839LER$$

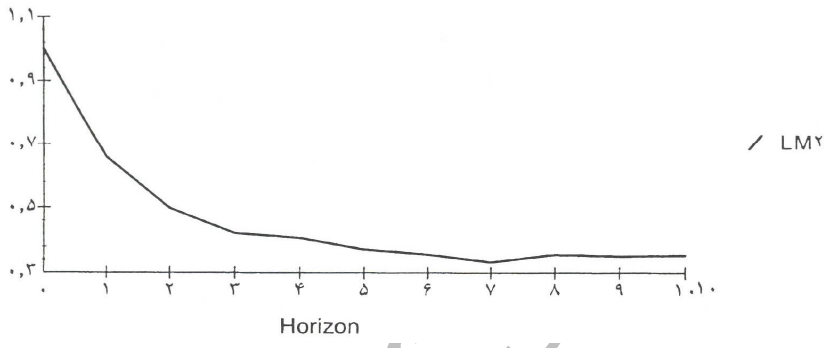
پس از تأیید وجود توابع تقاضای بلندمدت و با ثبات با توجه به استخراج آنها از طریق ایجاد یک رابطه بلندمدت تعادلی و یا به عبارت دیگر، تأیید رابطه همگرایی در مورد تعریف محدود (M_1) و وسیع (M_2) پول در ایران- که به صورت معادلات برآورد شده می‌باشد- به بررسی دینامیسم‌های کوتاه مدت از طریق روشهایی با عنوان تجزیه واریانس و توابع واکنش آنی- که در واقع جایگزین‌هایی برای تحلیلهای سنتی مانند تعدیل جزئی می‌باشند- می‌پردازیم.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس و توابع عکس العمل تحریک

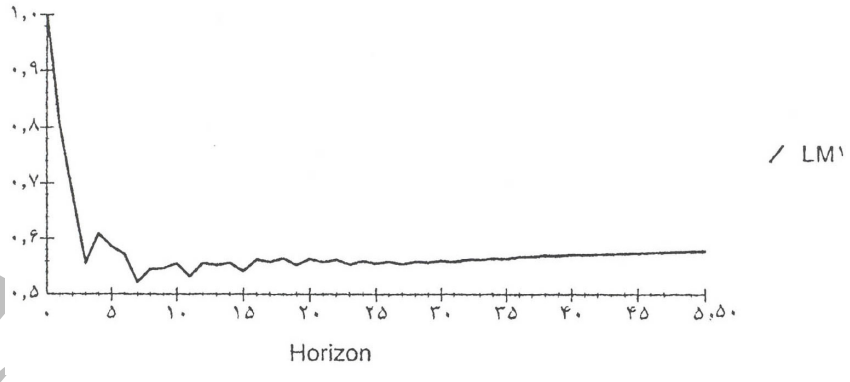
تجزیه واریانس هر یک از متغیرها در جدولهای (ج) و (د) پیوست و نمودارهای (۱) و (۲) نشان داده شده است. با استفاده از مدلهای VAR مربوط به تعریف نقدینگی (یا حجم محدود پول)تجزیه واریانس انجام گرفته است. نتایج، نشان می‌دهد که در فواصل زمانی مختلف آتی، مثلاً در پنج سال بعد، ۳۷ درصد واریانس؛ ناشی از تغییر ناگهانی یا شوک مشخص توسط خود متغیر، ۵۷ درصد متوسط متغیر LGDP و بیست درصد توسط نرخ تورم و شانزده درصد توسط شاخص قیمت سهام با سه وقفه و بیست درصد توسط شاخص قیمت سهام بدون وقفه و در نهایت پانزده درصد واریانس LM_2 را نرخ ارز توضیح می‌دهند.

Archive of SID
www.SID.ir

نمودار ۱. نمودار تجزیه واریانس متغیر لگاریتم نقدینگی واقعی



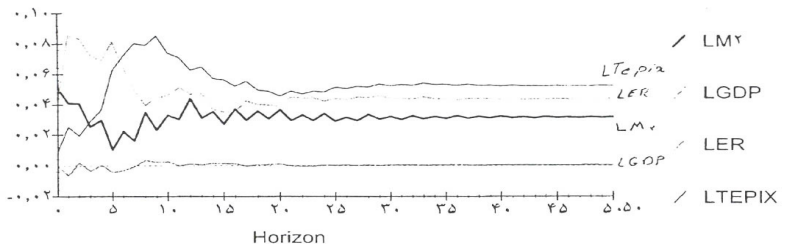
نمودار ۲. نمودار تجزیه واریانس متغیر لگاریتم حجم پولی واقعی



www.SID.ir

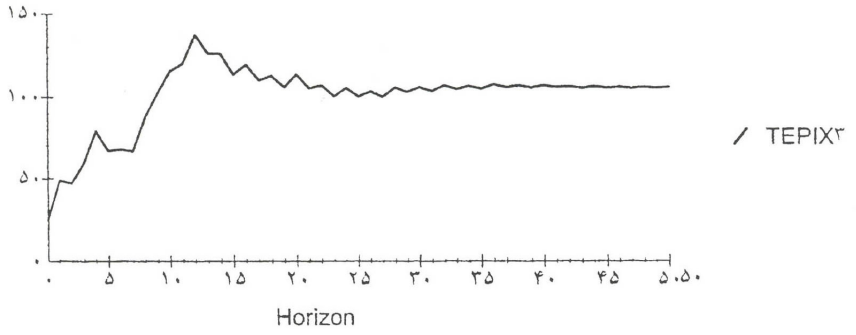
نمودارهای (۳)، (۴) و (۵) واکنش متغیرهای LM_2، LGDP، INF ، LTepix، $LTepix_3$ ، LER در اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در معادلهٔ مربوط به LM_2 را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار ملاحظه می‌شود که این تکانه منجر به افزایش دائمی لگاریتم تولید ناخالص داخلی، نقدینگی بخش خصوصی و لگاریتم شاخص قیمت سهام می‌گردد. نرخ تورم و نرخ ارز و $LTepix_3$ در دوره زمانی بیست ساله افزایش می‌یابد؛ اما در یک افق زمانی بلندمدت، این نرخ کاهش یافته و در یک سطح دائمی باقی می‌ماند. نتایج حاصل از تجزیه واریانس بر روی حجم محدود پول نیز به صورت مشابه است.

نمودار ۳. عکس‌العمل تحریک تعمیم یافته متغیرهای مدل در اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در معادله مربوط به متغیر LM_2

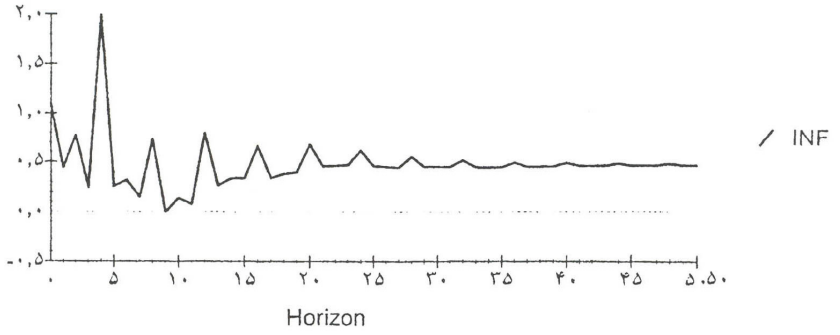


Archive of SID
www.SID.ir

نمودار ۴. عکس‌العمل تحریک تعمیم یافته متغیر شاخص قیمت سهام با سه وقفه در اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در معادله مربوط به متغیر LM_2



نمودار ۵. عکس‌العمل تحریک تعمیم یافته متغیر نرخ تورم در اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در معادله مربوط به متغیر LM_2



www.SID.ir

نتیجه‌گیری

نقش متغیرهای پولی بر فعالیتهای واقعی اقتصاد ، همواره مورد بحث مکاتب اقتصادی بوده است. حجم پول و تقاضای آن به عنوان یک متغیر مهم اقتصاد کلان و نیز یکی از ابزارهای اصلی سیاستگذاری کلان اقتصادی است. اما تقاضای پول بر اساس تعریف فریدمن تابع متغیرهایی نظیر متغیر هزینه فرصت نگهداری پول که در ایران معمولاً از نرخ تورم بجای آن استفاده می‌شود و نیز تابع درآمد ملّی است که از تولید ناخالص ملّی یا داخلی استفاده می‌شود. پژوهشگران در طی مطالعات انجام شده در طول زمان متغیرهای دیگری نظیر نرخ ارز و ضریب جینی و طلا و ساختمان را وارد تابع تقاضای پول نموده و هر یک از این متغیرها را در تقاضای پول مؤثر دانسته‌اند. در مقاله فریدمن در سال ۱۹۸۸، متغیر شاخص قیمت سهام در تابع تقاضای پول مورد توجه قرار گرفته است. در این مقاله هم شاخص قیمت سهام به‌عنوان یک متغیر اثرگذار در تابع پول مورد بررسی قرار گرفت. بطور کلی در یک جمع‌بندی می‌توان نتایج تحقیق حاضر را به صورت زیر ارائه نمود:

۱. با استفاده از مبانی اقتصاد خرد، تابع تقاضای پول و بررسی اثرگذاری شاخص قیمت سهام بر این تابع تقاضا طی سالهای ۷۰ تا ۸۰؛ با استفاده از داده‌های فصلی انجام گرفته است.

۲. بر اساس آزمون هم جمعی جوهانسون و جوسیلیوس ، دو بردار هم جمعی معنی دار به لحاظ اقتصادی بین متغیرهای سیستم بدست می‌آید.

این بردارها را با توجه به هدف تحقیق، روی لگاریتم نقدینگی (یا حجم پول) نرمال نمودیم. در نتیجه رابطه بلند مدت بدست آمده به شرح ذیل است:

$$LM_1 = -0/062 - 1/41LGDP - 0/774LNF + 0/000663Tepix3 - 0/675Ltepix + 0/839LER \quad (۲۰)$$

Archive of SID
www.SID.ir

که در آنها LER، INF، LGDP، Ltepix و Tepix3 به ترتیب لگاریتم نرخ ارز، نرخ تورم، و لگاریتم تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت سهام بدون وقفه و شاخص قیمت سهام با سه وقفه است.

۳. ضرایب متغیرهای مدل، نشان دهندهٔ کشش بوده و بر این اساس، کشش درآمدی تابع تقاضای پول نسبت به تغییرات شاخص قیمت سهام، مثبت و کشش جانشینی آن نیز منفی می‌باشد؛ بنابراین تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز با تابع تقاضای پول، رابطه مستقیم؛ و نرخ تورم با آن رابطه معکوس دارد.
۴. هم جمعی به وجود آمده بین متغیرها، نشان دهندهٔ رابطه تعادلی بلند مدت با ثبات بین متغیرهاست.
۵. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز نشان می‌دهد که وارد آمدن شوک‌های آنی به هر یک از متغیرها، حداقل به اندازهٔ انحراف معیار در کوتاه مدت سبب افزایش یا کاهش آنها شده؛ ولی در بلندمدت در محل دائمی استقرار می‌یابد. تحلیل تجزیه واریانس، چگونگی اثرات هر یک از متغیرها بر واریانس یکدیگر را، در اثر اعمال یک تکانه یا شوک نشان می‌دهد. بر این اساس در یک مقطع زمانی پنج ساله، ۳۷ درصد واریانس مربوط به LM2 توسط خود متغیر، ۵۷ درصد توسط LGDP، بیست درصد توسط نرخ تورم و شانزده درصد توسط شاخص قیمت سهام با سه وقفه، بیست درصد شاخص قیمت سهام بدون وقفه و درنهایت ۲۵ درصد را نرخ ارز توضیح می‌دهند.
۶. در این نوشتار برای نشان دادن تفکیک اثرات درآمدهای جانشینی، به دلیل اینکه اثر جانشینی به سرعت ظاهر می‌شود؛ از شاخص قیمت سهام بدون وقفه استفاده گردیده است و چون اثر درآمدی پس از گذشت وقفه زمانی تأثیر خود را نشان می‌دهد، لذا برای نمایش آن از شاخص قیمت سهام با سه وقفه، استفاده شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

به این ترتیب مطالعه حاضر نشان می‌دهد که شاخص قیمت سهام دارای اثر معناداری بر تابع تقاضای پول است و با وارد نمودن شاخص قیمت سهام به عنوان یک متغیر توضیحی در تابع تقاضای پول، تابع با ثباتی در دوره مورد مطالعه (۸۰-۱۳۷۰) خواهیم داشت.

Archive of SID

www.SID.ir

پی‌نوشتها:

۱. توتونچیان، ایرج. «اقتصاد پول و بانکداری». تهران: مؤسسه تحقیقات پولی- بانکی، ۱۳۷۵.

۲. هژبرکیانی، کامبیز. «بررسی ثبات پول و جنبه‌های پویایی آن در ایران». تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، ۱۳۷۶.

۳. برانسون، ویلیام اچ، «تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان». ترجمهٔ عباس شاکری، تهران: نشر نی، ۱۳۷۳.

۴. طبیبیان، محمد و سوری، داوود. «تقاضای بلندمدت پول». ***پژوهشنامه بازرگانی***، شماره ۳، (تابستان ۱۳۷۶).

۵. خشادوریان، ادموند. «برآورد عرضه و تقاضای پول بطور همزمان بررسی عدم تعادل در بازار پول در ایران ۶۹-۱۳۳۸». ***پایان نامه کارشناسی ارشد***، دانشگاه شهید بهشتی، (بهمن ۱۳۷۱).

۶. کاوند، محمدرضا. «بررسی ثبات ساختار تقاضای پول در ایران قبل و بعد از اجرای قانون بانکداری بدون ربا». ***پایان نامه کارشناسی ارشد***، دانشگاه شهید بهشتی، (۱۳۷۷).

۷. امیر اشرفی، همایون. «برآورد تابع تقاضای پول در ایران با توجه به مشکلات نرخ بهره (۶۵-۱۳۴۶)». ***پایان نامه کارشناسی ارشد***، دانشگاه شهید بهشتی، (۱۳۷۵).

۸. طباطبایی یزدی، رویا. «برآورد تقاضای پول با استفاده از معادلات همزمان». ***پایان نامه کارشناسی ارشد***، دانشگاه تهران، (۱۳۷۵).

9. Freidman, Milton. "Money and Stock Market"., ***Journal of political Economy***., VOL 96, No.2, (1988).

10. John, B. Carlson, Jeffrey, C. Schwarz. "Effects & Movements in Equities Prices on M2 Demand"., ***Federal Reserve Bank of Cleveland Research***, (1998).

11. Kia, Amir. "Demand for Money , Economic Policies and Stability"., ***Emory University, Department of Economics Atlanta***, (2002).

12. Choudkry, Taufig. "Real Stock Prices and Long –Run Money Demand Function: Evidence From Canada and the USA"., ***Journal of International Money and Finance***, Vol. 15 , No. 1, (1996).

13. Bahmani, Oskooe M.& Malixim. "Exchange Rate Sensitvity of The Demand for money in Developing Countries"., ***Applied Economics***, Vol 23, (1991).

14. Douglas W. Elecmendorf. "The Effect of Stock Prices on the Demand for money Market Mutual Funds", ***California State University, Northidage, Federal Reserve Board***, (1998).

15. Dietrich, Lynn. "A Microeconomic Approach to Estimating Money Demand: Asymptotically, Ideal Model"., ***University of Texas, Federal Reserve Bank of St. Louis***, (1999).

Archive of SID

www.SID.ir

16. Moradi, M. A. "A Microfoundation Model of Money Demand in Iran: A Cach-in-Advance Francwork"., ***Liverpoal Reseachg Papers in Economics, France and Accounting*** , No .9908 the University of Liverpool, UK. (1999).

17. Ying WU. "Exohange Rates , Stock Prices, and Money Markets: Evidence from Singapore"., ***Journal of Asian Economic***, No.12, (2001).

18. Baumol, William J and Tobin James, "The Optimal Cash Balance Proposition"., ***Journal of Economic Literature, American Economic Association***, Vol. 27 (3), (September 1989).

19. Thornton, John, "Real Stock Prices and the Long run Demand for Money in Germany"., ***Applied Financial Economics***, Taylor and Francis Journals, Vol. 8(5), (October 1998).

20. Morley, Bruce. "Money, Stock Prices and Deregulation of Financial Markets"., ***University of wales, Researche Paper***, (2000).

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست:

جدول ۱. نتایج تجزیه واریانس متغیر لگاریتم نقدینگی واقعی

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LM۲
Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR

****

۳۷ observations from ۱۳۷۱Q۴ to ۱۳۸۰Q۴. Order of VAR = ۴, chosen r =۲.
List of variables included in the cointegrating vector:
LM۲ LGDP LER TEPIX۳ LTEPIX
INF Trend

****

List of imposed restrictions:
a۱=۱;a۲=۰;b۱=۱;b۲=۱;

****

Horizon	LM۲	LGDP	LER	TEPIX۳	LTEPIX	INF
۰	۱,۰۰۰۰	.۵۲۰۹E-۳	.۴۵۵۹۹	.۲۸۹۳۴	.۰۱۱۲۲۰	.۰۸۶۷۳۹
۱	.۶۵۸۸۹	.۰۴۹۵۰۸	.۲۸۳۴۰	.۲۳۹۶۰	.۱۰۱۶۶	.۱۰۲۴۴
۲	.۴۹۹۱۸	.۰۶۳۳۴۳	.۲۰۸۰۲	.۲۰۳۳۸	.۱۶۶۴۳	.۱۳۰۸۲
۳	.۴۲۱۲۱	.۰۵۶۶۷۵	.۱۵۹۶۷	.۱۸۹۴۰	.۱۶۰۶۰	.۱۹۰۵۰
۴	.۴۰۷۰۸	.۰۵۶۴۲۵	.۱۷۰۴۹	.۱۷۰۲۲	.۱۹۹۲۳	.۱۶۵۸۸
۵	.۳۷۱۹۸	.۰۵۷۴۵۱	.۱۵۳۵۲	.۱۶۶۵۶	.۲۰۱۴۴	.۱۹۹۹۱
۶	.۳۵۶۶۰	.۰۵۵۹۸۶	.۱۳۸۱۷	.۱۸۳۸۵	.۱۸۳۴۶	.۲۲۵۴۰
۷	.۳۳۳۴۹	.۰۵۳۴۲۱	.۱۲۹۴۲	.۲۱۰۸۹	.۱۶۹۰۱	.۲۶۱۵۴
۸	.۳۵۶۶۸	.۰۴۹۹۸۶	.۱۲۴۳۷	.۲۳۸۳۷	.۱۷۰۱۳	.۲۴۵۶۴
۹	.۳۵۱۴۸	.۰۵۰۸۳۷	.۱۱۶۰۷	.۲۶۸۷۶	.۱۶۷۸۳	.۲۴۷۸۴
۱۰	.۳۵۴۰۰	.۰۵۰۹۲۷	.۱۰۵۶۱	.۳۰۶۶۶	.۱۷۰۷۸	.۲۳۹۲۴

****

www.SID.ir

جدول ۲. نتایج تجزیه واریانس متغیر لگاریتم حجم پولی واقعی

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LM۱
Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VA

****

۳۷ observations from ۱۳۷۱Q۴ to ۱۳۸۰Q۴. Order of VAR = ۴, chosen r =۲.
List of variables included in the cointegrating vector:
LM۱ LGDP LER TEPIX۲ LTEPIX
INF Trend

****

List of imposed restrictions:
a۱=۱;a۲=۰;b۱=۱;b۲=۱;

****

Horizon	LM۱	LGDP	LER	TEPIX۲	LTEPIX	INF
۰	۱.۰۰۰۰	.۰۴۳۱۰۹	.۵۶۶۴۸	.۳۲۷۱۵	.۰۲۳۶۶۸	.۱۶۲۶۴
۱	.۸۰۴۴۱	.۰۵۰۵۸۶	.۵۸۲۳۴	.۴۱۳۶۲	.۱۷۰۹۴	.۰۸۶۷۸۵
۲	.۶۷۸۳۴	.۰۴۵۳۷۲	.۵۲۱۷۵	.۵۱۰۶۹	.۱۸۴۱۶	.۰۸۳۳۶۵
۳	.۵۵۶۴۶	.۰۳۶۲۱۵	.۴۲۵۳۷	.۵۳۳۱۲	.۱۶۲۱۲	.۱۶۶۶۳
۴	.۶۰۹۵۶	.۰۳۳۳۴۱	.۴۷۳۱۰	.۵۲۹۸۷	.۱۶۱۲۴	.۱۵۲۸۱
۵	.۵۸۶۱۵	.۰۳۶۱۵۰	.۴۶۶۳۹	.۵۳۷۷۴	.۱۷۵۰۵	.۱۴۹۷۸
۶	.۵۷۲۲۰	.۰۳۳۴۳۹	.۴۴۱۲۹	.۵۵۲۶۵	.۱۶۱۷۲	.۱۵۱۷۷
۷	.۵۲۱۹۲	.۰۳۲۲۷۷	.۳۹۷۴۰	.۵۵۶۲۹	.۱۴۵۶۱	.۱۹۰۱۰
۸	.۵۴۵۸۱	.۰۲۹۷۰۰	.۳۸۲۹۹	.۵۳۷۴۹	.۱۳۸۸۷	.۱۸۱۵۸
۹	.۵۴۷۴۶	.۰۲۸۹۱۴	.۳۷۲۲۰	.۵۴۰۶۴	.۱۳۲۱۳	.۱۷۵۳۱
۱۰	.۵۵۶۰۴	.۰۲۷۰۵۴	.۳۵۷۵۹	.۵۳۸۲۳	.۱۲۶۱۸	.۱۶۴۱۲

****

www.SID.ir